نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۷

سال بیست و نهم، بهار ۱۴۰۰، صفحه ۲۸ - ۷

بررسی عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری کارجویان در ایران

سعید عیسی‌زاده

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول)

saeed_isazadeh@yahoo.com

هادی نائینی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گرایش اقتصاد مالی، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا

naeini.hadi@yahoo.com

اعظم قلی‌پور

کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا

gholipoor.aazam@gmail.com

در این مطالعه عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری کارجویان در ایران برای دو گروه مردان و زنان با استفاده از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار در سال ۱۳۹۷ با روش روش‌های ناپارامتریک، نیمه پارامتریک و پارامتریک، بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که احتمال اشتغال برای مردان متأهل؛ همچنین زنان متأهل به ترتیب بیشتر از مردان و زنان بدون همسر است. مردان شهری نسبت به مردان روستایی دوره بیکاری طولانی‌تری داشته‌اند؛ درحالی‌که احتمال اشتغال برای زنان ساکن در مناطق شهری بیشتر از زنان ساکن در مناطق روستایی بوده است. احتمال یافتن شغل برای مردان بیکار ۲۶ تا ۳۰ سال و نیز مردان بالای ۳۰ سال نسبت به بقیه، کمتر بوده است. به طور مشابه احتمال اشتغال برای زنان بیکار در گروه‌های سنی ۲۶ تا ۳۰ سال و بالای ۳۰ سال نسبت به سایرزنان کمتر بوده است. احتمال رسیدن به یک شغل برای زنان باسابقه، بیشتر از سه برابر زنان فاقد سابقه شغل بوده است. در هر دو گروه، افراد با سطح تحصیلات پیش‌دانشگاهی، دیپلم و زیر دیپلم در مقایسه با افراد با سطوح تحصیلی بالاتر، از طول مدت بیکاری کمتری برخوردار بوده‌اند. علاوه بر این با افزایش نرخ بیکاری، طول مدت بیکاری مردان و زنان افزایش می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: E24 ,C41,J64

واژگان کلیدی: طول مدت بیکاری، روش تحلیل بقا، بیکاری.

تاریخ دریافت: ۱۱ / ۵/ ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۳ / ۲ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

۱. مقدمه

اشتغال و بیکاری از جمله موضوعات اساسی اقتصاد هر کشوری است. سیاستگذار اقتصادی علاوه بر پیگری وضعیت بیکاری و روند آن، درصدد بررسی عوامل مؤثر بر طول دوره بیکاری در بین افراد جامعه می‌باشد. منظور از دوره بیکاری مدت زمانی است که فرد بیکار به طور پیوسته بیکار بوده، آماده رفتن به کار است و در جستجوی شغل می‌باشد (KILM [1]، ۲۰۱۵: ۱۰۱).ازآنجایی‌که طولانی شدن دوره بیکاری باعث مأیوس شدن افراد جویای کار شده و موجب خروج از بازار کار میگردد، لذا شناخت تناوب و میانگین طول مدت بیکاری، اطلاعات مهمی هستند که موجب می‌شود سیاستگذار با شناخت درست هدفگذاری نماید. افزایش طول مدت بیکاری موجب کاهش درآمد افراد، استهلاک سرمایه انسانی و افزایش نابرابری در فرصت‌های شغلی و درتوزیع درآمد می‌گردد و در نتیجه تأثیرات بالقوه زیادی بر توسعه اقتصادی دارد. عوامل مختلفی بر دوره بیکاری اثر می‌گذارند که توجه به هرکدام می‌تواند گامی مثبت در جهت رفع موانع اشتغال باشد.

مقاله حاضر در نظر دارد تا عوامل تأثیرگذار بر دوره بیکاری کارجویان در ایران را در سال۱۳۹۷ بررسی نماید.[۲] در این راستا پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات نظری پژوهش بیان شده است. بخش سوم به مطالعات انجام گرفته در مورد تأثیر عوامل فردی بر مدت بیکاری در داخل و خارج از کشور اختصاص یافته و در بخش چهارم متغیرها و مدل بکار رفته معرفی شده است. در بخش پنجم نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها آورده شده است و در پایان نیز نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. ادبیات نظری پژوهش

مبانی نظری طول مدت بیکاری، توسط استیگلر[۳](۱۹۶۲) معرفی شده است. استیگلر اولین کسی است که تئوری استاندارد جستجوی شغل را معرفی کرد و اولین مطالعه را در مورد اطلاعات بازار کار

1. Key indicators of the labour market

۲. با استفاده از اطلاعات آمارگیری سال۱۳۹۷ مرکز آمار ایران.

3. Stigler

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

انجام داد. تئوری ایشان بعداً توسط مک‌کال[1] (۱۹۷۰) کامل شد و بر اساس آن مدت جستجوی شغل نتیجه اجرای بهینه قانون توقف بیان شد. بر طبق این قانون، فرد بیکار در جستجوی شغل است و این جستجو تا زمانی ادامه دارد که او تصمیم بگیرد پیشنهاد یک شغل را بپذیرد. در این صورت، مدت جستجو بستگی به ارزیابی فرد از مهارت‌های خود در بازار و هزینه‌ی جستجو دارد. اگر فرد مهارت‌های خود را در سطح بالایی ارزیابی کند، از پذیرش تمام پیشنهادهایی که کم‌تر از ارزیابی اوست خودداری می‌کند و اگر هزینه جستجو بیشتر از پیشنهاد کارفرما باشد، کارگر مدت کم‌تری به جستجو می‌پردازد و مطابق این قانون جستجو را متوقف می‌کند (اسلوبودین[2]، ۲۰۱۲: ۵).

تئوری جستجوی شغل، مبنای نظری تجزیه و تحلیل تغییرات بازار کار را از طریق فرایند انفصال کارگران، فراهم می‌نماید. زمان‌بندی این انفصال‌ها همچنین چارچوب مفهومی را برای تجزیه و تحلیل طول مدت بیکاری فراهم می‌نماید (کولیر[3]، ۲۰۰۳: ۲).

این مدل فرض می‌کند وقتی یک کارگر بیکار می‌شود، طول مدتی که او انتظار دارد بیکار باشد به احتمال دریافت پیشنهاد یک شغل و احتمال پذیرش آن پیشنهاد شغلی بستگی دارد (فولی[4]، ۱۹۹۷). احتمال دریافت پیشنهاد یک شغل توسط عواملی که یک کارگر خاص را برای کارفرما جذاب‌تر می‌سازد، تعیین می‌شود. این احتمال به طور کلی به ویژگی‌های فردی و خانوادگی و وضعیت کلی بازار کار مثل سطح تحصیلات، سطح مهارت، تجربه، صلاحیت و شایستگی فرد بیکار، شدت جستجوی شغل، شاخص‌های کلان که بر تقاضای نیروی کار اثر دارند، بستگی دارد و عواملی مانند شرایط تقاضای محلی و ترجیح کارفرمایان بر اساس جنسیت بر احتمال دریافت پیشنهاد شغل، تأثیر می‌گذارند. همچنین احتمال این که یک فرد بیکار پیشنهاد یک شغل را بپذیرد، توسط دستمزد آستانه‌ای[5] یا همان حداقل دستمزد مورد قبول کارگر تعیین خواهد شد. فرد بیکار در صورتی پیشنهاد را خواهد پذیرفت که دستمزد پیشنهادی، بالاتر از یا برابر با دستمزد آستانه‌ای او

1. Mccall
2. Slobodian
3. Collier
4. Foley
5. Reservation Wage

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

باشد. دستمزد آستانه‌ای خود تابع عواملی مانند دستمزدهای قبل از تعدیل، بیمه بیکاری، هزینه جستجو، دستمزدی که انتظار می‌رود پیشنهاد شود (اسلوبودین، ۲۰۱۲؛ فولی،۱۹۹۷؛ مالک[1]، ۲۰۱۴). خصوصیات فردی مانند سن، جنسیت، ویژگی‌های سرمایه انسانی و ساختار خانواده نیز نقشی مهمی در تعیین ترجیحات فرد و در نتیجه تنظیم یک دستمزد آستانه‌ای مناسب بازی می‌کنند. این عوامل همچنین رفتار جستجوی شغل و تلاش‌های مرتبط برای یافتن شغل در بازار کار را شکل می‌دهند. در مدل جستجوی شغل فرض می‌شود که فرد بیکار در فرآیند جستجو، درآمد خود را به وسیله انتخاب یک دستمزد آستانه‌ای و نیز شدت جستجو حداکثر خواهد کرد. در حالت مطلوب، دستمزد آستانه‌ای و شدت جستجو در سطحی انتخاب می‌شوند که بازده انتظاری از یک دوره دیگر جستجو برابر با هزینه انتظاری باشد. اگر پیشنهادهای شغل به صورت تصادفی دریافت شوند و توزیع پیشنهادها مشخص باشد، برای جستجوگر بهتر خواهد بود طبق قانون تصمیم‌گیری بهینه، اولین پیشنهادی را که برابر یا بالاتر از دستمزد آستانه‌ای است بپذیرد. (مالک، ۲۰۱۴؛ کولیر، ۲۰۰۳؛ باور[2] و همکاران، ۲۰۰۲).

۳. سابقه پژوهش

در این بخش ابتدا مروری بر مطالعات خارجی داشته و سپس مطالعات داخلی بررسی می‌شوند.

لیم[3] (۲۰۱۱)، عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری فارغ‌التحصیلان در مالزی را بررسی کرده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که تسلط به زبان انگلیسی، اثر مثبت و معناداری بر دوره بیکاری فارغ‌التحصیلان دارد و نداشتن مهارت در این زبان دلیل اصلی دوره بیکاری در مالزی است. بر اساس نتایج نژاد نیز تأثیر معناداری بر دوره بیکاری افراد دارد و فارغ‌التحصیلان مالایی، در مقایسه با فارغ‌التحصیلان چینی دوره بیکاری طولانی‌تری دارند. نوع مدرک تحصیلی، آموزش تکنیک جستجوی شغل/ مصاحبه و شرایط خانوادگی نیز از دیگر عوامل تأثیرگذار بر طول مدت بیکاری ذکر شده‌اند.

1. Malk
2. Bover
3. Lim

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

در آلمان کوهن‌کاسپر و اشتاینهارت[1](۲۰۱۱)، با در نظر گرفتن تفاوت‌های جنسیتی و نژادی به بررسی عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تحصیلات بالا تنها دوره بیکاری مردان آلمانی را کاهش می‌دهد. داشتن سابقه‌ی اشتغال تمام‌وقت دارای اثر مثبت بر دوره بیکاری مردان و زنان آلمانی و مهاجر است. عدم دریافت مزایای بیکاری، دوره بیکاری زنان آلمانی و مردان مهاجر را کاهش می‌دهد. داشتن فرزند زیر شش سال اثر منفی بر احتمال خروج زنان دارد؛ در حالی که وجود کودکان خردسال در خانواده باعث می‌شود مردان آلمانی زودتر به اشتغال بازگردند. هم‌چنین زندگی با خویشاوندان مسن در یک خانواده، احتمال بازگشت به اشتغال را برای زنان کاهش می‌دهد. داشتن همسر شاغل نیز اثری مثبت بر دوره‌ی بیکاری مردان آلمانی و زنان مهاجر دارد

دورا و داناچیکا[2](۲۰۱۴)، به طور مشخص عوامل تأثیرگذار بر دوره‌ی بیکاری روستاییان در کشور رومانی را بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که خطر یافتن شغل برای افرادی که در مناطق روستایی زندگی می‌کنند به میزان ۳۷/۷ درصد کم‌تر از افرادی است که در مناطق شهری زندگی می‌کنند. میانگین زمان بقای بیکاری برای مناطق روستایی ۷۵۴ روز و برای مناطق شهری ۴۴۳ روز می‌باشد. تفاوت‌های جنسیتی در مناطق روستایی پررنگ‌تر است و زنان در مقایسه با مردان نرخ خطر پایین‌تری دارند. بیکاران ۳۴-۲۵ ساله‌ی روستایی دارای بیش‌ترین نرخ خطر هستند و افراد بالای ۴۵ سال در بدترین موقعیت در بازار کار قرار دارند. نتایج تحلیل‌ها نشان می‌دهند کمبود تجربه‌ی کار، دریافت بیمه‌ی بیکاری و داشتن معلولیت باعث کاهش احتمال به‌دست آوردن شغل توسط فرد می‌شود.

تانسل و تاشچی[3](۲۰۱۰) به بررسی عوامل تأثیرگذار بر طول مدت بیکاری در کشور ترکیه پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهند که به طور کلی زنان در مقایسه با مردان، دوره‌های بیکاری طولانی‌تری را تجربه می‌کنند. متأهل بودن احتمال خروج از بیکاری را برای مردان افزایش

1. Kuhlenkasper and Steinhardt
2. Doru and Danacica
3. Tansel and Tasci

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

و برای زنان کاهش می‌دهد. احتمال خروج از بیکاری برای زنان و مردان، با افزایش تحصیلات زیاد و با افزایش سن کم می‌شود.

داناچیکا و مازیلسکو[1](۲۰۱۴)، با استفاده از دو مجموعه داده به تحلیل دوره‌ی بیکاری بلندمدت در دو کشور رومانی و مجارستان پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که پایین بودن سن، احتمال ترک بیکاری را افزایش داده اما با افزایش سن احتمال اشتغال (یا اشتغال مجدد) و مشارکت در برنامه‌های فعال بازار کار کاهش می‌یابد. داشتن تحصیلات بالاتر و سابقه‌ی کار نیز احتمال اشتغال (یا اشتغال مجدد) را افزایش می‌دهد. طبق نتایج، در کشور رومانی مردان بیکاری که در مناطق روستایی زندگی می‌کنند موقعیت مناسبی در بازار کار نداشته و احتمال خروج آن‌ها از بیکاری ۱۱/۷ درصد کم‌تر از مردانی است که در مناطق شهری زندگی می‌کنند.

لندمسر[2](۲۰۰۶)، با هدف تخمین طول مدت بیکاری در آلمان و لهستان با استفاده از مدل‌های خطر به بررسی تأثیر متغیرهایی مانند سن، جنس، سطح تحصیلات و ملیت پرداخته است. در این مطالعه متغیر وابسته، احتمال انتقال از بیکاری به اشتغال در نظر گرفته شده است. طبق برآوردهای به دست آمده، پایین بودن سن و سطح تحصیلات بالا، به طور معناداری نرخ خطر(که نشان‌دهنده‌ی احتمال ترک وضعیت بیکاری است) را افزایش می‌دهد. هم‌چنین نرخ خطر یافتن شغل زنان بیکار کم‌تر از مردان است.

مطالعه خرفی[3] (۲۰۱۵) با عنوان تعیین عوامل مؤثر بر دوره‌ی بیکاری در مصر نشان می‌دهد احتمال بیکاری بلندمدت به طور قابل توجهی در میان زنان بیشتر از مردان است. متأهل بودن، دوره‌ی بیکاری زنان و مردان را افزایش می‌دهد که محقق دلیل آن را دریافت حمایت از سوی همسر و فرزندان می‌داند. جوانان ۲۴-۲۰ ساله، در مقایسه با افراد کم سن و سال‌تر، سریع‌تر شغل پیدا می‌کنند. به علاوه اثر تحصیلات پدر بر دوره‌ی بیکاری نیز تخمین زده شده است که نتایج نشان می‌دهد افرادی که پدرانشان در کارهایی که به مهارت نیاز ندارد مشغول هستند در مقایسه با آن‌هایی که

1. Danacica and Mazilesku
2. Landmesser
3. Kherfi

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

پدرانشان در مشاغل نیمه حرفه‌ای یقه‌آبی کار می‌کنند، دوره‌ی بیکاری طولانی‌تری را تجربه می‌کنند. اما در مقابل، مشاغل تخصصی و حرفه‌ای پدران، تأثیری روی دوره‌ی بیکاری پسرانشان نداشته است.

فیض‌پور(۱۳۸۷) به بررسی عوامل مؤثر بر دوره‌ی بیکاری افراد جویای کار استان یزد، طی سال‌های برنامه‌ی سوم توسعه(۱۳۸۳- ۱۳۷۹) پرداخته است. بر اساس نتایج به دست آمده، متغیرهای سن، تعداد افراد تحت تکفل، تجارب شغلی و سطح تحصیلات، دارای تأثیری معنی‌دار بر دوره‌ی بیکاری می‌باشند. به این معنی که متوسط دوره‌ی بیکاری با سطح تحصیلات رابطه‌ای معکوس داشته و تجارب شغلی افراد جویای کار، این متوسط را کاهش می‌دهد. همچنین نتایج این پژوهش مبین آن است که وضعیت تأهل و جنسیت افراد جویای کار، متوسط زمان بیکاری را تحت تأثیر قرار نداده‌اند و رابطه‌ی معنی‌داری بین این دو متغیر و دوره‌ی بیکاری وجود ندارد.

فیض‌پور و زارع(۱۳۹۱) در مطالعه‌ای دیگر، دوره‌ی بیکاری در شهر یزد را طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. این پژوهش تلاش کرده است تا میزان تأثیر برخی ویژگی‌های فردی بر دوره‌ی بیکاری افراد جویای کار شهرستان یزد را مورد بررسی قرار دهد. نمونه‌ی پژوهش شامل افراد بیکاری است که هریک تنها یک دوره‌ی بیکاری را در زمان مطالعه تجربه نموده‌اند. نتایج این پژوهش نشان داده که عواملی مانند مرد بودن، متأهل بودن، تعداد فرزند بیش‌تر، داشتن مهارت حرفه‌ای، دارا بودن سابقه‌ی اشتغال و تحصیلات بالاتر از دوره‌ی بیکاری فرد کاسته است. در حالی که افزایش سن و شاغل بودن همسر بر دوره‌ی بیکاری افزوده‌اند.

٤. داده‌ها و مدل پیشنهادی

این پژوهش در نظر دارد تا با استفاده از داده‌های موجود در طرح «آمارگیری نیروی کار» در سال۱۳۹۷، عوامل مؤثر بر دوره‌ی بیکاری کارجویان در ایران را بررسی نماید. در طرح آمارگیری مذکور، داده‌ها با استفاده از نمونه‌گیری چرخشی با الگوی چرخش (۲-۲-۲) گردآوری می‌شوند. به عبارت دقیق‌تر هر خانوار (گروهی از خانوارها) دو فصل متوالی در نمونه حضور دارد، بنابراین می‌توان گفت که واحدهای نمونه‌ی آمارگیری شده، در فصل‌های متوالی سال ۱۳۹۷، یعنی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

بهار- تابستان، تابستان - پاییز، پاییز- زمستان قابل پیگیری‌اند. با توجه به ماهیت داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار، مدت تعقیب افراد بیکار در این مطالعه سه ماه می‌باشد و بر این اساس برای تجزیه و تحلیل، از داده‌های موجود در هر سه دوره زمانی مذکور استفاده شده است.

در مطالعه حاضر برای تحلیل بقای طول مدت بیکاری دو گروه مردان و زنان از متغیرهای تأثیرگذار بر آن؛ یعنی ویژگی‌های فردی افراد بیکار شامل جنسیت، سن، سطح تحصیلات، منطقه‌ی زندگی(شهری یا روستایی) وضعیت تأهل و سابقه شغل قبلی که مربوط به ویژگی‌های خانوار می‌باشد، و نیز از متغیر نرخ بیکاری مکانی که افراد در آن زندگی می‌کنند، استفاده شده است. در این راستا از سه روش ناپارامتریک، شبه پارامتریک و روش پارامتریک استفاده می‌شود. این سه روش در شکل تابع بقا و خطر؛ همچنین شیوه‌ای که نرخ بقا به وسیله‌ی متغیرهای مستقل تحت تأثیر قرار می‌گیرد، با هم تفاوت اساسی دارند (ستزر[1]، ۲۰۰۴: ۲۲).

رایج‌ترین روش ناپارامتریک تحلیل بقا، برآورد به روش کاپلان- مایر[2](۱۹۵۸) است. این روش امکان استفاده از داده‌های سانسور شده را فراهم می‌نماید. برآوردگر کاپلان- مایر برای تخمین تابع بقا؛ به صورت ذیل تعریف می‌شود (بابوسا و دانچیکا[3]، ۲۰۱۰: ۴۴۲):

$$s\hat{}(t) = \prod_{t_i<t}(1-\frac{d_i}{n_i}) \qquad (۱)$$

که در آن t_i نشاندهنده زمان بقا؛ یعنی طول مدت بیکاری در نقطه i است، d_i تعداد مدت بیکاری که تا زمان t_i پایان می‌یابد و n_i نیز نشان‌دهنده تعداد موارد مدت بیکاری است که قبل از t_i در معرض خطر است. با استفاده از این منحنی می‌توان بقا را برای گروه‌های مختلف به دست آورد و آن‌ها را با یکدیگر مقایسه کرد. این برآوردگر از احتمال شرطی استفاده می‌نماید و به صورت نموداری پلکانی، وضعیت بقا را در هر فاصله‌ی زمانی نشان می‌دهد (ستزر، ۲۰۰۴: ۲۲).

مدل خطر متناسب کاکس روشی شبه پارامتریک است که قادر به تعیین اثر متغیرهای مختلف بر خطر است و به صورت ذیل تعریف می‌گردد (بابوسا و دانچیکا، ۲۰۱۰: ۴۴۳):

1. Setzer
2. Kaplan-Meier
3. Babucea & Danacica

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

$$\lambda_i^{(t)} = e^{xi\beta}.\lambda_0^{(t)} = c_i.\lambda_0^{(t)} \qquad i = 1,2,...,n \qquad (۲)$$

که در آن $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, ..., x_{ik})'$ بردار متغیرهای توضیحی است و $\beta = (\beta_1, \beta_2, ..., \beta_k)'$ بردار ضرایب رگرسیون می‌باشد. $\lambda_i(t)$ خطر محاسبه شده برای فرد i و $\lambda_0(t)$ نشان دهنده خطر پایه است. تابع خطر پایه برای بررسی طول مدت بیکاری، احتمال اشتغال فرد است درصورتیکه تمامی متغیرهای توضیحی برابر صفر در نظر گرفته شوند(همان منبع).

در روش پارامتریک برای نرخ خطر(یا نرخ بقا) تابع توزیع مشخصی در نظر می‌گیرند. توابع توزیع عمده‌ای که در روش پارامتریک مورد استفاده قرار می‌گیرند عبارت‌اند از توزیع نمایی، ویبول، گومپرتز، لگ‌نرمال، لگ‌لجستیک و گامای تعمیم‌یافته. در جدول زیر مدل‌های پارامتریک استاندارد و توابع خطر و بقای آن‌ها نشان داده شده است.

جدول ۱. مدل‌های پارامتریک استاندارد، توابع خطر و بقای آن‌ها

مدل پارامتریک	تابع خطر	تابع بقا	نوع
نمایی	γ	$\exp(-\gamma t)$	PH, AFT
ویبول	$\gamma\alpha t^{\alpha-1}$	$\exp(-\gamma t^{\alpha})$	PH, AFT
گومپرتز	$\gamma\exp(\alpha t)$	$\exp(-(\gamma/\alpha)(e^{\alpha t}-1)$	PH
لگ نرمال	$\frac{\exp(-(\ln t-\mu)^2/2\sigma^2)}{t\sigma\sqrt{2\pi}[1-\phi((\ln t-\mu)/\sigma)]}$	$1-\phi(\frac{\ln t-\mu}{\sigma})$	AFT
لگ لجستیک	$\alpha\gamma^{\alpha}t^{\alpha-1}/\left[(1+\gamma t)^{\alpha}\right]$	$1/\left[1+(\gamma t)^{\alpha}\right]$	AFT
گاما	$\frac{\gamma(\gamma t)^{\alpha-1}\exp[-(\gamma t)]}{\Gamma(\alpha)[1-\mathrm{I}(\alpha,\gamma t)]}$	$1-\mathrm{I}(\alpha,\gamma t)$	AFT

* تمام پارامترها به استثنای مدل گومپرتز که در آن $-\infty < \alpha < +\infty$، مثبت می‌باشند.

مأخذ: کمرون و تریودی، ۲۰۰۵: ۵۸۵

در مطالعه حاضر برای تخمین ضرایب رگرسورها در روش پارامتریک از روش حداکثر راستنمایی استفاده می‌شود. سهم مشاهدات سانسور نشده (آن دسته از مدت زمان بیکاری‌هایی که طول آن را دقیقاً می‌دانیم) در تابع درستنمایی به صورت $f(t|x,\theta)$ است که در آن θ بردار پارامترها و x نشاندهنده

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

بردار متغیرهای توضیحی است. سهم آن دسته از مدت زمان بیکاری‌هایی که سانسور از راست وجود دارد در تابع راستنمایی به صورت زیر است(کمرون و تریودی[1]، ۲۰۰۵: ۵۸۷):

$$pr[T \succ t] = \int_{t}^{\infty} f(u|x,\theta)du = 1 - F(t|x,\theta) = S(t|x,\theta) \qquad (۳)$$

pr= $[T > t] = \int_t^{\infty} f(u|x,\theta)du = 1 - F(t|x,\theta) = S(t|x,\theta)$

که در آن f، F و S به ترتیب نشان‌دهنده تابع چگالی، تابع توزیع و تابع بقای بیکاری می‌باشند. لگاریتم تابع درست نمایی؛ یعنی احتمال نمایان شده نمونه مورد نظر، به صورت ذیل می‌باشد(همان منبع):

$$Lnl(\theta) = \sum_{i=1}^{n} [\delta_i lnf(t_i|x_i,\theta) + (1-\delta_i) lnS(t_i|x_i,\theta)] \qquad (۴)$$

δ_i شاخص سانسور است و در صورت نبود سانسور مقدار یک و در غیر این‌صورت مقدار آن برابر صفر است.

۵. نتایج پژوهش

۵-۱. برآورد تجربی تابع بقا به روش کاپلان- مایر

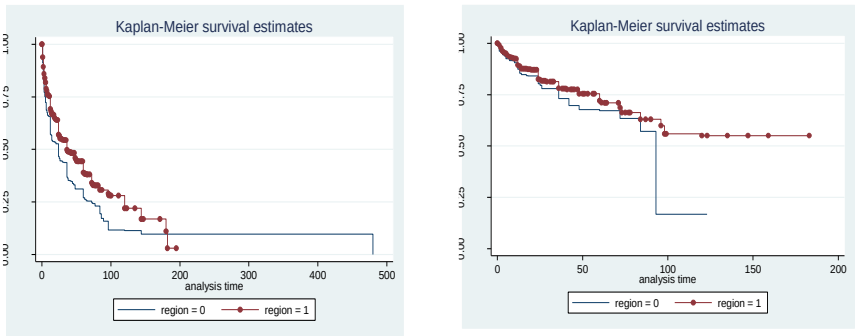
تخمین تجربی تابع بقای طول مدت بیکاری به تفکیک منطقه‌ی زندگی، سطح تحصیلات، وضعیت تأهل، سابقه شغل قبلی و سن برای دو گروه مردان و زنان در نمودارهای شماره ۱ تا ۵ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، نمودار تابع بقای مناطق شهری برای هر دو گروه مردان و زنان، بالاتر از نمودار تابع بقای مناطق روستایی قرار دارد؛ به این معنی که طول مدت بیکاری در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است. بقای بیکاری افراد با سطح تحصیلات فوق دیپلم و لیسانس برای هردو گروه زنان و مردان، بیشتر از افراد با سطح تحصیلات پیش‌دانشگاهی، دیپلم و زیر دیپلم است. نمودار بقا به تفکیک وضعیت تأهل برای مردان نشاندهنده این واقعیت است که طول مدت بیکاری مردان دارای همسر، کمتر از مردان بدون همسر(شامل افرادی که هرگز ازدواج نکرده‌اند یا افرادی که همسر خود را به دلیل فوت یا طلاق از دست داده‌اند) است. زنان دارای همسر با طول مدت بیکاری کمتر از ۶۰ ماه، بقای بیکاری کمتر و برای طول مدت بیکاری بیشتر از ۶۰ ماه،

1. Cameron & Trivedi

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

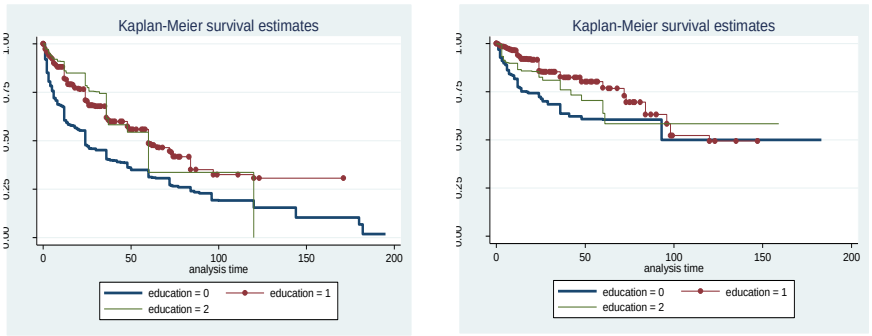
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

بقای بیکاری بیشتری نسبت به زنان بدون همسر(شامل افرادی که هرگز ازدواج نکرده‌اند یا افرادی که همسر خود را به دلیل فوت یا طلاق از دست داده‌اند) داشته‌اند. احتمال پیدا کردن شغل برای افرادی که سابقه شغل قبلی دارند برای هر دو گروه زنان و مردان، بیشتر از سایرین بوده است. در نهایت خطر بیکاری مردان با سن ۲۶ تا ۳۰ سال، بیشتر از سایر مردان بوده است.



ب) مردان الف) زنان

نمودار ۱. برآورد کاپلان- مایر تابع بقا به تفکیک منطقه‌ی زندگی(۱= منطقه شهری، ۰= منطقه روستایی)



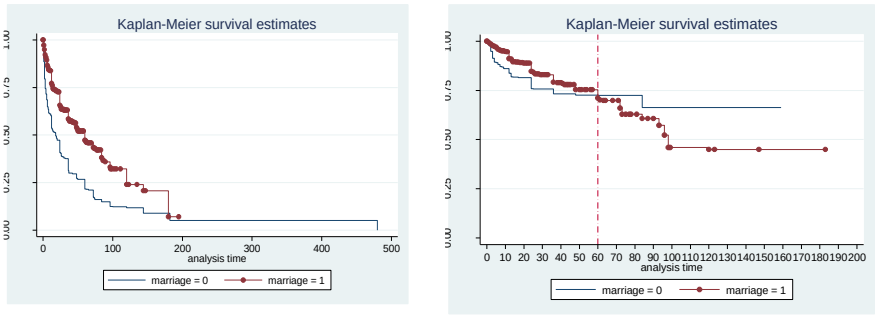
ب) مردان الف) زنان

نمودار ۲. برآورد کاپلان- مایر تابع بقا به تفکیک مدرک تحصیلی

(۰= پیش‌دانشگاهی، دیپلم و زیر دیپلم، ۱ = فوق دیپلم و لیسانس، ۲= فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی)

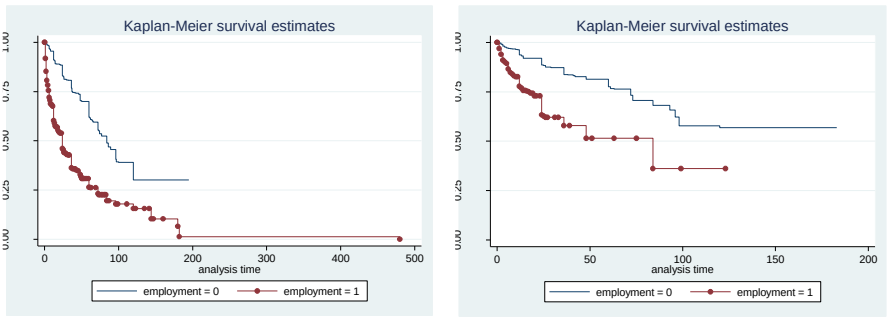
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]



ب) مردان الف) زنان

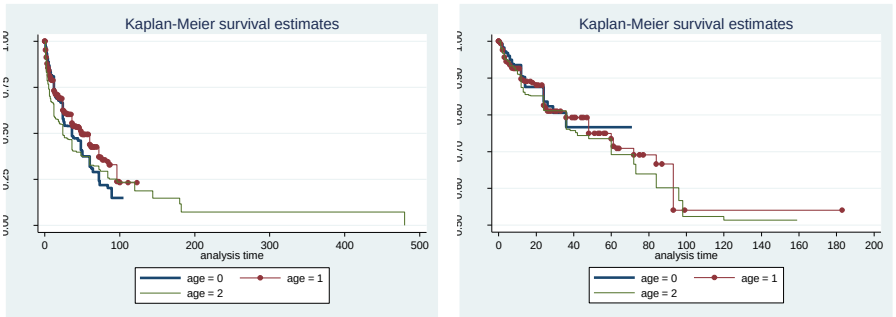
نمودار ۳. برآورد کاپلان- مایر تابع بقا به تفکیک وضعیت تأهل(۱= بدون همسر، ۰= دارای همسر)



ب) مردان الف) زنان

نمودار ۴. برآورد کاپلان- مایر تابع بقا به تفکیک سابقه شغل قبلی

(۱= دارای سابقه شغل قبلی، ۰= فاقد سابقه شغل قبلی)



ب) مردان الف) زنان

نمودار ۵. برآورد کاپلان- مایر تابع بقا به تفکیک سن

(۰= ۲۵ سال و کمتر، ۱= ۳۰-۲۶ سال، ۲= بالای ۳۰ سال)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

۲-۵. مدل رگرسیونی خطرات متناسب کاکس

نتایج تجزیه و تحلیل بقا به روش رگرسیون کاکس به صورت مجزا برای دو گروه مردان و زنان در جدول(۲) ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متغیرهای منطقه‌ی زندگی، سطح تحصیلات، وضعیت تأهل، سابقه شغل قبلی، سن و نرخ بیکاری برای هر دو گروه مردان و زنان از لحاظ آماری به شدت معنی‌دار هستند. همچنین بر اساس آماره راستنمایی و سطح معنی‌داری، می‌توان گفت که برازش کلی دو الگو خوب است و رگرسیون‌ها از معناداری بالایی برخوردار هستند؛ بنابراین تفسیر نسبت‌های خطر ارائه شده در جدول (۲) به شرح زیر می‌باشد:

- مردان بیکاری که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، خطر کمتری برای شاغل شدن نسبت به گروه پایه[1] دارند. به عبارت دیگر احتمال (خطر) شاغل شدن مردان بیکار در مناطق شهری ۲۲درصد کمتر از مردان بیکار ساکن در مناطق روستایی است. برای زنان وضعیت متفاوت است. احتمال اشتغال برای زنان بیکار ساکن در مناطق شهری ۱۸ درصد بیشتر از زنان بیکار ساکن در مناطق روستایی است.
- در گروه مردان، افراد با سطح تحصیلات فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی ۳۴درصد شانس کمتری برای شاغل شدن نسبت به گروه پایه دارند؛ همچنین مردان با سطح تحصیلات فوق دیپلم و لیسانس، نیز ۳۳ درصد شانس کمتری برای شاغل شدن نسبت به گروه پایه دارند. در گروه زنان به ترتیب احتمال اشتغال برای افراد با سطح تحصیلات فوق دیپلم و لیسانس ۵۹ درصد و برای افراد با سطح تحصیلات فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی ۲۱ درصد کمتر از گروه پایه می‌باشد.
- متغیر وضعیت تأهل نشان می‌دهد که احتمال یافتن شغل توسط مردان و زنان بدون همسر(شامل افرادی که هرگز ازدواج نکرده‌اند یا همسر خود را به دلیل فوت و یا طلاق از دست داده‌اند) به ترتیب ۵۰ و ۲۸ درصد کمتر از مردان و زنان دارای همسر است.

[1]. در تحلیل متغیرهای مجازی ابتدا باید یکی از حالات کیفی «مبنای سنجش» یا گروه پایه قرار گیرد و سپس تأثیر شرایط کیفی دیگر، با معرفی متغیرهای مجازی، نسبت به این مبنا ارزیابی شود. یادآوری می‌کنیم که تعیین مبنای سنجش کاملاً اختیاری است و هریک از دو یا چند حالت ممکن را می‌توان برای این منظور انتخاب کرد (درخشان، ۱۳۸۹).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

- احتمال شاغل شدن مردان و زنان دارای سابقه شغل قبلی به ترتیب ۷/ ۲ و ۳/ ۳ برابر مردان و زنان بدون سابقه شغل قبلی است.
- با افزایش سن در هر یک از گروه مردان و زنان، احتمال اشتغال کاهش می‌یابد.
- نسبت خطر ۹۸/ ۰ و ۹۲/ ۰ متغیر نرخ بیکاری برای مردان و زنان به این معنی است که با افزایش نرخ بیکاری، احتمال اشتغال در دو گروه مردان و زنان کاهش می‌یابد.

جدول ۲. عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری با استفاده از روش رگرسیون کاکس

متغیرها		مردان		زنان	
		نسبت خطر	مقادیر احتمال	نسبت خطر	مقادیر احتمال
منطقه‌ی زندگی	شهری	۰/۷۸	۰/۰۰	۱/۱۸	۰/۰۰
	روستایی(گروه پایه)	–	–	–	–
سطح تحصیلات	فوق دیپلم و لیسانس	۰/۶۷	۰/۰۰	۰/۴۱	۰/۰۰
	فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی	۰/۶۶	۰/۰۰	۰/۷۹	۰/۰۰
	پیش دانشگاهی، دیپلم و زیر دیپلم(گروه پایه)	–	–	–	–
وضعیت تأهل	بدون همسر	۰/۵۰	۰/۰۰	۰/۷۲	۰/۰۰
	دارای همسر(گروه پایه)	–	–	–	–
سابقه شغل قبلی	دارای سابقه شغل قبلی	۲/۷۰	۰/۰۰	۳/۳۴	۰/۰۰
	بدون سابقه شغل قبلی(گروه پایه)	–	–	–	–
سن	۲۶ تا ۳۰ سال	۰/۸۹	۰/۰۰	۰/۹۶	۰/۰۱
	بالای ۳۰ سال	۰/۷۲	۰/۰۰	۰/۸۰	۰/۰۰
	۲۵ سال و کمتر(گروه پایه)	–	–	–	–
نرخ بیکاری	نرخ بیکاری	۰/۹۸	۰/۰۰	۰/۹۲	۰/۰۰
لگاریتم درست‌نمایی		-۲۸۰۶۸۰۶/۳		-۳۹۳۰۲۴/۰۱	
سطح معنی‌داری		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	
چی دو(۸)		۸۱۴۰۲/۱۳		۱۸۶۲۷/۵۵	
آماره‌ی آکائیک		۵۶۱۳۶۲۹		۷۸۶۰۶۴	
آماره‌ی شوارتز- بیزین		۵۶۱۳۷۱۸		۷۸۶۱۴۵/۹	

* اعداد تا دو رقم اعشار گرد شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

۳-۵. آزمون بررسی متناسب بودن نرخ خطر در رگرسیون کاکس

در مدل رگرسیون کاکس فرض می‌شود که نسبت خطر ثابت بوده و وابسته به زمان نیست. برای برازش مدل کاکس ابتدا باید فرض مخاطره متناسب برقرار باشد، یعنی نسبت خطر در دو گروه در طول زمان ثابت باشد. برای همین منظور با استفاده از آزمون global برقراری یا عدم برقراری این فرض بررسی شده است.

جدول۳. آزمون بررسی فرض متناسب بودن نرخ خطر در رگرسیون کاکس

		مردان	زنان
آزمون global	متغیرها	مقدار احتمال	مقدار احتمال
	منطقه زندگی(شهری)	۰/۸۱	۰/۹۵
	تحصیلات فوق دیپلم و لیسانس	۰/۷۶	۰/۸۶
	تحصیلات فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی	۰/۷۷	۰/۹۵
	وضعیت تأهل(بدون همسر)	۰/۹۰	۰/۷۶
	سابقه شغل قبلی(دارای سابقه شغل قبلی)	۰/۴۹	۰/۸۲
	سن ۲۶-۳۰۰	۰/۹۷	۰/۹۱
	سن بالای ۳۰ سال	۰/۸۶	۰/۸۸
	نرخ بیکاری	۰/۸۲	۰/۸۹

* اعداد تا دو رقم اعشار گرد شده‌اند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج به دست آمده در جدول(۳)، فرض متناسب بودن نرخ خطر برای دو گروه مردان و زنان رد نمی‌شود (مقدار احتمال برای تمامی متغیرها بیشتر از ۰/۰۵ است) و این فرض برای رگرسیون کاکس برقرار است؛ بنابراین نتایج حاصل از رگرسیون کاکس معتبر و قابل اطمینان است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

٤-٥. روش‌های پارامتریک تحلیل بقا

نتایج تجزیه و تحلیل با استفاده از توزیع نمایی و توزیع ویبول برای دو گروه مردان و زنان به ترتیب در جداول (۴) و (۵) نمایش داده شده است؛ همان‌طور که مشاهده می‌شود بر اساس توزیع نمایی و ویبول نتایج زیر به دست آمده است:

- در مورد مردان، افراد بیکار ساکن در مناطق شهری شانس کمتری (به ترتیب ۲۴ و ۲۳ درصد در توزیع نمایی و ویبول) برای شاغل شدن نسبت به افراد ساکن در مناطق روستایی دارند. در صورتی‌که زنان بیکار ساکن در مناطق شهری احتمال بیشتری(۱۷ درصد) برای اشتغال در مقایسه با زنان ساکن در مناطق روستایی دارند.
- مردان با سطح تحصیلات فوق دیپلم یا لسانس (در هر دو توزیع نمایی و ویبول) ۳۴ درصد شانس کمتری برای شاغل شدن نسبت به گروه پایه دارند؛ همچنین مردان با سطح تحصیلات فوق‌لیسانس، دکترای حرفه‌ای یا دکترای تخصصی نیز شانس کمتری (در هر دو توزیع نمایی و ویبول) برای شاغل شدن نسبت به گروه پایه دارند.
- زنان با سطح تحصیلات فوق دیپلم یا لسانس (در هر دو توزیع نمایی و ویبول) شانس کمتری برای شاغل شدن نسبت به گروه پایه دارند؛ همچنین زنان با سطح تحصیلات فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای یا دکترای تخصصی نیز (در هر دو توزیع نمایی و ویبول) ۱۸ درصد شانس کمتری برای شاغل شدن نسبت به گروه پایه دارند.
- نسبت خطر کمتر از یک برای متغیر وضعیت تأهل نشان می‌دهد که احتمال یافتن شغل توسط مردان و زنان بدون همسر(شامل افرادی که هرگز ازدواج نکرده‌اند یا همسر خود را به دلیل فوت و یا طلاق از دست داده‌اند)، کمتر از افراد دارای همسر است.
- احتمال شاغل شدن مردان دارای سابقه شغل قبلی در توزیع نمایی و ویبول به ترتیب ۳/ ۳ و ۲/۹ برابر مردان فاقد سابقه شغل قبلی است.
- احتمال شاغل شدن زنان دارای سابقه شغل قبلی در توزیع نمایی و ویبول ۶/ ۳ برابر زنان فاقد سابقه شغل قبلی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

- با افزایش سن در هر یک از گروه مردان و زنان، احتمال شاغل شدن کاهش می‌یابد.
- نسبت خطر کمتر از یک متغیر نرخ بیکاری در گروه مردان و زنان به این معنی است که افزایش نرخ بیکاری، سبب افزایش طول مدت بیکاری افراد می‌شود.

جدول۴. عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری به روش پارامتریک (گروه مردان)

متغیرها		توزیع نمایی (نسبت خطر)	توزیع ویبول (نسبت خطر)	مقادیر احتمال
منطقه‌ی زندگی	شهری	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۰۰
	روستایی(گروه پایه)	-	-	-
سطح تحصیلات	فوق دیپلم و لیسانس	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۰۰
	فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی	۰/۶۷	۰/۶۶	۰/۰۰
	پیش دانشگاهی، دیپلم و زیر دیپلم(گروه پایه)	-	-	-
وضعیت تأهل	بدون همسر	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۰۰
	دارای همسر(گروه پایه)	-	-	-
سابقه شغل قبلی	دارای سابقه شغل قبلی	۳/۳۲	۲/۹۷	۰/۰۰
	بدون سابقه شغل قبلی(گروه پایه)	-	-	-
سن	۲۶ تا ۳۰ سال	۰/۸۳	۰/۸۶	۰/۰۰
	بالای ۳۰ سال	۰/۶۴	۰/۶۹	۰/۰۰
	۲۵ سال و کمتر(گروه پایه)	-	-	-
نرخ بیکاری	نرخ بیکاری	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۰۰
لگاریتم درست‌نمایی		-۶۱۱۴۰۳/۷۷	-۶۰۶۳۱۴/۸۴	
سطح معنی‌داری		۰/۰۰	۰/۰۰	
چی دو(۸)		۱۱۵۹۳۷/۶۰	۹۵۳۹۸/۶۸	
آماره‌ی آکائیک		۱۲۲۲۸۲۶	۱۲۱۲۶۵۰	
آماره‌ی شوارتز- بیزین		۱۲۲۲۸۸۳	۱۲۱۲۷۱۴	

* اعداد تا دو رقم اعشار گرد شده‌اند. مقادیر احتمال مربوط به هر دو توزیع است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

جدول۵. عوامل مؤثر بر طول مدت بیکاری به روش پارامتریک(گروه زنان)

متغیرها		توزیع نمایی (نسبت خطر)	توزیع ویبول (نسبت خطر)	مقادیر احتمال
منطقه‌ی زندگی	شهری	۱/۱۷	۱/۱۷	۰/۰۰
	روستایی(گروه پایه)	-	-	-
سطح تحصیلات	فوق دیپلم و لیسانس	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۰۰
	فوق لیسانس، دکترای حرفه‌ای و دکترای تخصصی	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۰۰
	پیش دانشگاهی، دیپلم و زیر دیپلم(گروه پایه)	-	-	-
وضعیت تأهل	بدون همسر	۰/۷۰	۰/۷۱	۰/۰۰
	دارای همسر(گروه پایه)	-	-	-
سابقه شغل قبلی	دارای سابقه شغل قبلی	۳/۶۹	۳/۶۵	۰/۰۰
	بدون سابقه شغل قبلی(گروه پایه)	-	-	-
سن	۲۶ تا ۳۰ سال	۰/۸۹	۰/۸۹	۰/۰۰
	بالای ۳۰ سال	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۰۰
	۲۵ سال و کمتر(گروه پایه)	-	-	-
نرخ بیکاری	نرخ بیکاری	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۰۰
لگاریتم درست‌نمایی		-۱۱۶۸۷۴/۱۹	-۱۱۶۸۶۴/۶۲	
سطح معنی‌داری		۰/۰۰	۰/۰۰	
چی دو (۸)		۲۱۰۰۷/۷۳	۲۰۰۵۲/۳۹	
آماره‌ی آکائیک		۲۳۳۷۶۶/۴	۲۳۳۷۴۹/۲	
آماره‌ی شوارتز- بیزین		۲۳۳۸۱۴/۱	۲۳۳۸۰۲/۲	

* اعداد تا دو رقم اعشار گرد شده‌اند. مقادیر احتمال مربوط به هر دو توزیع است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

۵-۵. مقایسه تخمین‌های حاصل از مدل‌های کاکس، نمایی و ویبول

روش‌های مختلفی برای گزینش توزیع مناسب برای نرخ خطر وجود دارد. یکی از این روش‌ها استفاده از آماره‌ی آکائیک و آماره‌ی شوارتز- بیزین است. بر این اساس توزیعی که دارای کمترین مقدار آماره‌ی آکائیک و شوارتز- بیزین باشد، برازش بهتری را به دست می‌دهد.

با توجه به این که مقدار آماره‌های آکائیک و شوارتز- بیزین در توزیع ویبول برای هر یک از گروه مردان و زنان از سایر توزیع‌ها کمتر است، می‌توان گفت که رگرسیون ویبول بهترین برازش را داشته است.

٦. نتیجه‌گیری

امروزه پویایی‌های بازار کار لزوم بررسی دقیق‌تر ابعاد مختلف ویژگی‌های فردی و اجتماعی و تأثیر این‌گونه ویژگی‌ها بر نتایج بازار کار را اجتناب ناپذیر نموده است. در این میان برخی از ویژگی‌ها ذاتی بوده به این معنی که اکتسابی نیستند و فرد بر آنها کنترلی ندارد؛ اما برخی دیگر از ویژگی‌ها قابل کنترل و برنامه‌ریزی هستند و با انتخاب و آگاهی افراد صورت می‌گیرد و اساساً تصمیمات افراد است که منجر به کیفیت و نتایج گوناگون بازار کار در جوامع مختلف می‌شود. بیکاری پدیده‌ای است که در وهله اول از تصمیم نادرست نیروی کار قبل از ورود به بازار کار و فرآیند جستجو و تطبیق ایجاد می‌شود و بعضاً برخی جهت‌گیری‌های اجتماعی و سیاستی در بازار کار، به آن دامن می‌زنند. در پژوهش حاضر از یک سو تأثیر ویژگی‌ها و تفاوت‌های فردی؛ یعنی، سن، سطح تحصیلات، وضعیت تأهل و سابقه شغل قبلی بر طول مدت بیکاری مورد ارزیابی قرارگرفته و از سوی دیگر تأثیر متغیرهای محیطی که افراد در آن زندگی می‌کنند؛ یعنی محل سکونت (شهری و روستایی) و نرخ بیکاری مکانی که افراد در آن زندگی می‌کنند در سال ۱۳۹۷ با استفاده از رویکرد تحلیل بقا و به طور مجزا برای دو گروه مردان و زنان، مورد بررسی واقع شده است. بر اساس نتایج، مردان ساکن در مناطق روستایی، نسبت به مردان بیکاری که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، دوره بیکاری کمتری دارند، در صورتی‌که وضعیت برای زنان کاملاً متفاوت است. احتمال یافتن شغل برای هر دو گروه مردان و زنان بیکار ۲۶ سال و بالاتر از افراد با سن زیر ۲۶ سال، کمتر بوده است که می‌تواند از یک سو به دلیل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

کاهش تحرک منطقه‌ای این گونه از افراد و از سوی دیگر عدم به روز رسانی مهارت‌های شغلی همگام با تغییرات سریع تکنولوژیکی و تغییر سلایق کار فرمایان باشد. در این راستا ضرورت دارد سیاست- گذاری‌های آموزشی خاصی برای این گونه از افراد توسط سیاست گذاران اعمال گردد. دوره‌ی بیکاری برای مردان و زنان با سطح تحصیلات پیش‌دانشگاهی، دیپلم و زیر دیپلم نسبت به سایرین کمتر بوده است. همچنین افراد (مردان و زنان) دارای همسر دوره‌ی بیکاری کوتاه‌تری نسبت به افراد بدون همسر دارند. احتمال شاغل شدن مردان و زنان دارای سابقه شغل قبلی، بسیار بیشتر از افراد بدون سابقه شغل قبلی بوده است. به عبارت دیگر به نظر می‌رسد حصول تجربه حرفه‌ای در زمان گذشته، این دسته از افراد را برای کارفرمایان جذاب‌تر می‌نماید. علاوه بر این با افزایش نرخ بیکاری، طول مدت بیکاری در هر دو گروه مردان و زنان افزایش می‌یابد. در این راستا پیشنهادات زیر می‌تواند به بهبود وضعیت و کاهش دوره بیکاری افراد، کمک شایانی نماید:

- توسعه مشاغل خانگی و حمایت دولت از این مشاغل می‌تواند در کاهش دوره بیکاری زنان مؤثر باشد. امروزه کسب و کارهای خانگی (که بیشتر مورد اقبال و توجه زنان می‌باشد) به عنوان راهکاری مهم برای ایجاد اشتغال و درآمد در سراسر جهان محسوب می‌شود. قابلیت انجام این نوع کسب و کار در منزل سبب ایجاد مزایای بسیاری برای شاغلین آن‌ها می‌شود، که از آن جمله می‌توان به ایجاد توازن بین مسئولیت‌های خانوادگی زنان و اشتغال آنان، حذف هزینه‌های مربوط به خرید رهن و اجاره کارگاه، ایاب و ذهاب، استفاده از نیروی کار سایر اعضای خانواده و ایجاد زمینه‌های کار خانوادگی، امکان انتقال تجارب از طریق آموزش غیر رسمی به شیوه استاد- شاگردی بین اعضای خانواده اشاره نمود.
- با نگاهی گذرا به ساختار طبیعی بازار کار کشور در می‌یابیم که کشورمان چندان نیازمند مشاغل با مهارت‌های بالا نیست، بنابراین به طور طبیعی با افزایش جمعیت تحصیل کرده مازاد نیاز ناچارند مدت زمان بیشتری را صرف یافتن مشاغل نمایند بنابراین پیشنهاد می‌گردد سیاست‌های اشتغالزایی برای این دسته از افراد در اولویت برنامه‌ریزی مسئولان کشور قرار گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

منابع

صیدایی، سید اسکندر؛ بهاری، عیسی و امیر زارعی (۱۳۹۰). "بررسی وضعیت اشتغال و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۳۵- ۱۳۸۹". *فصلنامه راهبرد یاس*، شماره ۲۵، صص ۲۴۷-۲۱۸.

فیض‌پور، محمد علی(۱۳۸۷). "دورهٔ بیکاری و عوامل مؤثر بر آن شواهدی از بیکاران جویای کار استان یزد طی برنامهٔ سوم توسعه". *فصلنامهٔ رفاه اجتماعی*، سال دهم، شماره ۳۹، صص ۳۵۶-۳۲۷.

فیض‌پور، محمد علی و غلامحسین زارع (۱۳۹۱). "تعیین عوامل مؤثر بر دوره بیکاری با استفاده از مدل رویداد متناسب کاکس، مطالعه موردی شهر یزد: ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفدهم، شماره ۵۱، صص ۱۳۵- ۱۱۳.

مرکز آمار ایران(۱۳۹۷). بررسی شاخص‌های عمده بازار کار در سال‌های ۹۶- ۱۳۸۴.

Babucea A.G. and D.E. Danacica (2010). "Using Survival Analysis in Economics. Alexandru Ioan Cuza University", *Faculty of Economics and Business Administration*, vol. 57, pp. 439-450.

Bover O., Arellano M. and S. Bentolila (2002). "Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle". *The Economic Journal*, No. 112, pp. 223-265.

Cameron A.C. and P.K. Trivedi (2005). *Microeconometrics Methods and Applications*. United States of America: Cambridge University Press.

Collier W. (2003). "Unemployment Duration and Individual Heterogeneity: A Regional Study". *Department of Economics, Keynes College*, University of Kent at Canterbury, Canterbury, UK.

Danacica D.E. and C. Doru (2014). "Unemployment Duration in Rural Romania". *Procedia Economics and Finance*, No. 15, pp. 1173 – 1184.

Danacica D.E. and R. Mazilescu (2014). "Long-term Unemployment Spells and Exit States of men in Romania and Hungary". *Procedia Economics and Finance*, No.8, pp.236 – 245.

Foley M. (1997). "Determinants of Unemployment Duration in Russia". Economic Growth Center,Yale University, Center Discussion Paper, 779.

Kherfi S. (2015). "Determinants of Unemployment Duration". Economic Research Forum, Working Papers 909.

Kuhlenkasper T. and M.F. Steinhardt (2011). "Unemployment Duration in Germany A Comprehensive Study with Dynamic Hazard Models and P-Splines". *Hamburg Institute of International Economics* (HWWI), Paper 111.

Landmesser J. (2006). "Application of Hazard Models to Estimation of Unemployment Duration in Germany and Poland". *Dynamic Econometric Models*. Nicolaus Copernicus University, Vol. 7, pp. 161-168.

Lim H.E. (2011). "The Determinants of Individual Unemployment Duration: The Case of Malaysian Graduates". *Journal of Global Management*, 2 (2), pp. 184-203.

Malk L. (2014). "Determinants of Reservation Wages: Empirical Evidence for Estonia". *Eesti Pank. Working Paper Series*, ISSN 1406-7161; 8.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]

Setzer R . (2004). "The Political Economy of Exchange Rate Regime Duration: A Survival Analysis". manuscript, University of Hohenheim.

Slobodian O. (2012). "Effect of Pension Increase On Unemployment Duration". A thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the degree of MA in Economic Analysis, Kyiv School of Economics.

Tansel A. and H.M. Taşçi (2010). "Hazard Analysis of Unemployment Duration by Gender in a Developing Country: The Case of Turkey". IZA Discussion Paper, No.4844.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.7]